



WWW.ECONSTOR.EU

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft  
*The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics*

Bühler, Wolfgang; Rasch, Steffen

Working Paper

# Einflußfaktoren auf Steuer-Klientel-Effekte

ZEW Discussion Papers, No. 95-07

**Provided in cooperation with:**

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)

Suggested citation: Bühler, Wolfgang; Rasch, Steffen (1995) : Einflußfaktoren auf Steuer-Klientel-Effekte, ZEW Discussion Papers, No. 95-07, <http://hdl.handle.net/10419/29486>

**Nutzungsbedingungen:**

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche, räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen> nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die erste Nutzung einverstanden erklärt.

**Terms of use:**

*The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use the selected work free of charge, territorially unrestricted and within the time limit of the term of the property rights according to the terms specified at*

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>  
*By the first use of the selected work the user agrees and declares to comply with these terms of use.*

# Discussion Paper

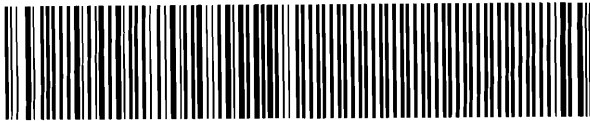
Discussion Paper No. 95-07

## **Einflußfaktoren auf Steuer-Klientel-Effekte**

Wolfgang Bühler / Steffen Rasch

237210

W 636 (95.07)



# ZEW

Zentrum für Europäische  
Wirtschaftsforschung GmbH

International Finance Series

07. MRZ. 1997 Weltwirtschaft  
Kiel

W 636 (95.07) m/x br s/g gfa

Discussion Paper No. 95-07

**Einflußfaktoren auf  
Steuer-Klientel-Effekte**

Wolfgang Bühler / Steffen Rasch

237210

# Einflußfaktoren auf Steuer-Klientel-Effekte

Wolfgang Bühler \* und Steffen Rasch \*\*

*Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)*

April 1995

\* Prof. Dr. Wolfgang Bühler, Lehrstuhl für Finanzierung an der Universität Mannheim und ZEW in Mannheim.

\*\* Dipl.-Kfm. Steffen Rasch, Wissenschaftlicher Mitarbeiter am ZEW in Mannheim.

## **Zusammenfassung**

Die asymmetrische Besteuerung von Zinseinkünften und Kursgewinnen bei Privatanlegern kann zu Marktsegmentationen führen, die als „Steuer-Klientel-Effekte“ bezeichnet werden. In der vorliegenden empirischen Studie wird dazu erstmals eine systematische *quantitative* Auswertung an den DM-Anleihemärkten vorgenommen. Im Ergebnis zeigt sich dabei eine geringer als erwartet ausgeprägte Abhängigkeit solcher Effekte von der Kuponhöhe und gar keine von der Restlaufzeit einer betrachteten Anleihe. Dagegen besitzen deren Kurs und der individuelle Steuersatz eines Privatanlegers einen hohen Erklärungsgehalt. Aus letzterem Ergebnis kann u. E. geschlossen werden, daß die Preisfindung an den DM-Anleihemärkten im wesentlichen von steuerbefreiten Anlegern beeinflusst wird.

## **Summary**

Asymmetrical Tax treatment of interest income and capital gains causes market segmentation (so called „Tax clientele effects“). In our empirical study we compute *quantitative* analysis in the German bond market, for the first time. Surprisingly, our results show that there is only partially a connection between the height of a coupon and the value of a Tax clientele effect. Time to maturity does not matter. The effect highly depends on the price of a bond and on the investor's individual Tax rate. This can be taken for a hint that prices in the German bond market are set by Tax free investors.

## 1. Einführung

Die asymmetrische Besteuerung von Zinseinkünften und Kursgewinnen kann zu Marktsegmentationen führen. Solche sogenannten Steuer-Klientel-Effekte lassen sich für die DM-Anleihemärkte zeigen.<sup>1</sup> Bisherige Studien haben sich auf die qualitative Analyse dieser Effekte beschränkt. Eine quantitative Auswertung in systematischer Weise fehlt bislang.

Die empirische Ermittlung der Höhe eines Steuer-Klientel-Effektes hat zu stark divergierenden Ergebnissen geführt. Eine Erklärung der unterschiedlichen Größenordnungen steht jedoch noch aus. Dieser Punkt wird hier untersucht. Dabei ergibt sich ein Zusammenhang zwischen der Ausprägung des Effektes und der Wahl des Anlegerkalküls.

Eng verbunden mit dieser Problematik ist die Frage der Signalgrößen für die Entscheidung eines Investors und damit die Frage nach den *Einflußfaktoren* auf die Ausprägung von Steuer-Klientel-Effekten. Die drei denkbaren Parameter Kuponhöhe, Restlaufzeit und Kurs werden in diesem Kapitel auf einen statistisch signifikanten Einfluß überprüft.

In der Praxis wird häufig auf die Kuponhöhe einer Anleihe als maßgebliche Größe abgestellt. Der tatsächliche Steuervorteil rührt jedoch allein aus der Höhe des Kurses her. Die Restlaufzeit könnte indirekt über den Einfluß auf den Kurs eine Rolle spielen. Daher erfolgt sowohl eine getrennte wie eine multiple Analyse dieser Faktoren.

Als ergänzendes Ziel wird die Separierung nicht-steuerlicher Einflüsse empirisch verfolgt. Insbesondere ist hier an eine Abhängigkeit des Kurses einer Anleihe vom aktuellen Zinsniveau zu denken. In Hochzinsphasen könnten Spekulationen auf Kursgewinne, und damit nicht-steuerliche Motive, zu einer Bevorzugung von Niedrigkuponanleihen führen. Dieser Einfluß wird in einer getrennten Analyse isoliert.

Im nachfolgenden 2. Kapitel wird nach der Diskussion der Literatur zunächst das Problem der Quantifizierung von Steuer-Klientel-Effekten behandelt und ein Maß für die Zwecke dieser Untersuchung definiert. Anschließend erfolgt die Beschreibung der hier gewählten Vorgehensweise.

---

<sup>1</sup> Vgl. BÜHLER/RASCH (1994a).

Die Ergebnisse befinden sich im 3. Kapitel. Zunächst wird die Abhängigkeit der Höhe eines Steuer-Klientel-Effektes von der Kuponhöhe der ausgewählten Anleihe, danach von deren Restlaufzeit überprüft. Anschließend erfolgt die Analyse des Zusammenhangs zwischen Ausprägung des Steuer-Klientel-Effektes und der Höhe des Kurses der Referenzanleihe. Abschließend zu diesen Überlegungen wird gezeigt, in welchem Maße die Höhe eines Steuer-Klientel-Effektes von der individuellen steuerlichen Perspektive des Anlegers abhängt. Eine gesonderte Untersuchung überprüft den Einfluß unterschiedlicher Zinssituationen.

Das 4. Kapitel enthält eine Zusammenfassung der Ergebnisse.

## **2. Quantifizierung von Steuer-Klientel-Effekten**

### **2.1. Behandlung in bisherigen Studien**

In der Literatur findet sich im wesentlichen der auf SCHAEFER (1982) zurückgehende Ansatz zur *quantitativen* Erfassung von Steuer-Klientel-Effekten: SCHAEFER (1982) mißt einen Steuer-Klientel-Effekt durch den sogenannten Net Present Value. Mit diesem Begriff wird die Differenz zwischen dem beobachteten Preis der Anleihe und dem Preis für das zugehörige optimale Substitutionsportfolio bezeichnet.<sup>2</sup> In SCHAEFERS (1982) Ansatz kann diese Größe nie positiv werden, da er die ausgewählte Anleihe selbst in der Lösung zuläßt. Damit wird die Information über die Ausprägung des Effektes in asymmetrischer Weise unterdrückt. Der Net Present Value wird als Opportunitätskosten interpretiert, da eine Realisierung des rechnerischen Arbitragegewinns infolge des Leerverkaufsverbots unterbunden wird.<sup>3</sup> Hier wird diesem originären Konzept insofern gefolgt, als ebenfalls die Preisdifferenz im Sinne von Opportunitätskosten ermittelt wird. In der vorliegenden Arbeit führt der Ausschluß der ausgewählten Anleihe aus dem Substitutionspotential jedoch eventuell auch zu positiven Differenzgrößen und damit zu Ergebnissen mit größerem Informationsgehalt.

Ein anderes Quantifizierungsmaß für Steuer-Klientel-Effekte ergibt sich im Rahmen der Quantifizierung einer Tax Timing Option. Als Tax Timing Option definieren CONSTANTINIDES/INGERSOLL (1982) den Barwert der anleihebezogenen zukünftigen

---

2 Vgl. SCHAEFER (1982), S. 125.

3 Vgl. SCHAEFER (1982), S. 125.

Steuersubventionen.<sup>4</sup> Eine Überschneidung mit Steuer-Klientel-Effekten ist denkbar.<sup>5</sup>

EHRHARDT/JORDAN/PRISMAN (1992) überprüfen die Existenz von Steuer-Klientel- und Tax Timing Option-Effekten simultan.<sup>6</sup> Die Diskontfaktoren werden dabei mit Hilfe der multivariaten linearen Regression geschätzt, wobei ein von Null verschiedener Wert für das Absolutglied als Marktsegmentation interpretiert wird. Residuen sind folglich nicht mehr Noise, sondern repräsentieren steuerlich bedingte Preiseinflüsse.<sup>7</sup>

Einen Maßstab für die Ausprägung von Steuer-Klientel-Effekten führen EHRHARDT/JORDAN/PRISMAN (1992) implizit dadurch ein, daß der Kursabstand auf pari, der tatsächlich den steuerlichen Vorteil widerspiegelt, als konstituierendes Merkmal für das Potential von Steuer-Klientel-Effekten postuliert wird. Die Restlaufzeit wird dagegen als nicht relevant für die Bildung von Klientelen angesehen, sondern vielmehr als Merkmal für eine potentielle Tax Timing Option verwendet.<sup>8</sup> Der rechnerisch entstehende Zusammenhang zwischen Restlaufzeit und Höhe eines Agios/Disagios wird nicht erwähnt. Steuer-Klientel-Effekte werden zwar signifikant nachgewiesen, deren quantitative Ausprägung wird jedoch nicht explizit dargestellt.<sup>9</sup> Wegen des grundlegend anders gestalteten deutschen Steuersystems erscheint ein solches Vorgehen für die hier anstehenden Untersuchungen allerdings unzweckmäßig.

Bei KATZ/PRISMAN (1991) kommt es zur Gleichsetzung eines Arbitragegewinns mit der Höhe eines Steuer-Klientel-Effektes. Leerverkäufe sind in einem bestimmten Rahmen zugelassen.<sup>10</sup> Der Arbitragegewinn ergibt sich durch Vergleich des beobachteten Marktpreises einer Anleihe mit dem theoretischen Barwert. Letzterer wird ermittelt durch Anwendung von Abzinsungsfaktoren, die wiederum aus dem Bestand aller umlaufenden Anleihen als duale Lösung eines linearen Programm abge-

---

4 Vgl. CONSTANTINIDES/INGERSOLL (1982), S. 350 f.

5 Vgl. CONSTANTINIDES/INGERSOLL (1984), S. 325, und PRISMAN/TIAN (1992), S. 13. RONN/SHIN (1992), S. 22, behaupten, daß eine Unterscheidung beider Effekte nicht möglich ist.

6 Vgl. EHRHARDT/JORDAN/PRISMAN (1992), S. 1.

7 Vgl. EHRHARDT/JORDAN/PRISMAN (1992), S. 6 ff.

8 Vgl. EHRHARDT/JORDAN/PRISMAN (1992), S. 8 f.

9 Vgl. EHRHARDT/JORDAN/PRISMAN (1992), S. 13; PRISMAN/TIAN (1992), S. 30 ff.

10 Vgl. KATZ/PRISMAN (1991), S. 438.

leitet werden.<sup>11</sup> Die Darstellung beschränkt sich allerdings auf die Entwicklung des Modells. Die Größenordnung der zu erwartenden Arbitragegewinne wird nicht explizit diskutiert. Im vorliegenden Kontext sind Arbitragegewinne ausgeschlossen. Ein Steuer-Klientel-Effekt wird in Form von Opportunitätskosten gemessen. Dies erlaubt die systematische Überprüfung aller denkbaren Einflußgrößen.

In *empirischen* Studien werden Steuer-Klientel-Effekte häufig nur qualitativ gezeigt. Auf eine Quantifizierung ist ganz oder teilweise verzichtet worden.<sup>12</sup> Soweit eine Quantifizierung stattfindet, wird damit zumeist die Höhe eines möglichen Arbitragegewinns beziffert.

Dabei zeigen sich sehr unterschiedliche Größenordnungen. So nutzen KOCHIN/PARKS (1988) den Municipal Bond Futures Contract als Substitut für Long-Positionen. Abhängig von den Transaktionskosten, die einer Ordergrößen-Degression unterliegen, erhalten sie jährliche Mehrerträge von rund 3 %.<sup>13</sup> RONN (1987) verwendet einen linearen Programmierungsansatz, in dem auch begrenzte Leerverkäufe zugelassen sind. Durch die Nutzung von Arbitragegelegenheiten entstehen Überrenditen. Deren Größenordnung bewegt sich in Abhängigkeit von der Duration der ausgewählten Anleihen im Bereich von Null bis über 6 % p. a.<sup>14</sup>

Eine explizite Darstellung steuerlich bedingter Arbitragegewinne aus der Verwendung von Substitutionsportefeuilles findet sich bei HODGES/SCHAEFER (1977). Die auftretenden Einstandspreisreduzierungen ergeben, bezogen auf den Nennwert, in einigen Fällen zweistellige Prozentanteile als Ersparnis.<sup>15</sup> Diese dramatischen Verbesserungsmöglichkeiten entstehen jedoch nur in Relation zu einer entsprechend ungünstig gewählten Ausgangssituation. Zudem bestehen Abhängigkeiten zur Kuponhöhe und zum unterstellten Steuersatz. Auf einen möglichen Einfluß der Restlaufzeit wird nicht explizit eingegangen. Letzere beeinflusst allerdings die Höhe einer möglichen Tax Timing Option, wobei sich, abhängig vom Steuersystem, Werte bis 20% des Kurses ergeben.<sup>16</sup> Eine Überschneidung mit Steuer-Klientel-

---

<sup>11</sup> Vgl. KATZ/PRISMAN (1991), S. 440.

<sup>12</sup> So bei KATZ/PRISMAN (1991), S. 442.

<sup>13</sup> Vgl. KOCHIN/PARKS (1988), S. 928.

<sup>14</sup> Vgl. RONN (1987), S. 463 ff.

<sup>15</sup> Vgl. HODGES/SCHAEFER (1977), S. 252.

<sup>16</sup> Vgl. CONSTANTINIDES/INGERSOLL (1982), S. 351.



Effekten ist dabei denkbar.<sup>17</sup> Die Abhängigkeit eines Steuer-Klientel-Effektes von der Restlaufzeit einer betrachteten Anleihe wird hier im Abschnitt 3.2 überprüft.

SCHAEFER (1982) erhält unter Verwendung eines sehr ähnlichen Ansatzes ebenfalls teilweise zweistellige Prozentpunktzahlen, also Einstandspreissenkungen von mehr als 10 DM pro erworbene 100 DM. Für unrealistische Steuersätze von 90 oder 100 % wächst die Ersparnis in einigen Fällen sogar auf 50 Prozentpunkte.<sup>18</sup> Die Abhängigkeit der Höhe eines Steuer-Klientel-Effektes vom individuellen Steuersatz des jeweiligen Anlegers wird in Abschnitt 3.4 untersucht. Dadurch ergibt sich zugleich eine Erklärung für die stark divergierenden empirischen Ergebnisse in den dargestellten Studien.

## 2.2 Modellierung des Entscheidungskalküls von Privatanlegern

Das Kalkül eines Privatanlegers wird hier in folgender Weise modelliert:<sup>19</sup> In einem Marktsegment notiert an einem Stichtag eine Anzahl von  $(N + 1)$  Anleihen  $A_0, A_1, \dots, A_N$ . Eine gewählte Anleihe  $A_0$  erhält bezüglich der übrigen Anleihen eine ausgezeichnete Stellung zugewiesen. Es wird anschließend überprüft, ob  $A_0$  für Anleger mit dem Steuersatz  $s$  in Frage kommt, oder ob die durch den Erwerb dieser Anleihe ausgelöste Netto-Zahlungsreihe durch eine Kombination aus den übrigen, an demselben Stichtag notierten, Anleihen  $A_1, \dots, A_N$  in Form eines Substitutionsportefeuilles preisgünstiger dargestellt werden kann. Zugleich muß eine vorgegebene Zahlungsreihe nach Steuern erzielt werden. Daraus ergibt sich folgendes lineare Programm:

$$\min_{x_1, \dots, x_N} P_1 \cdot x_1 + P_2 \cdot x_2 + \dots + P_N \cdot x_N = P_{SP} \quad (1)$$

u. d. N.

$$a_{t1} \cdot x_1 + a_{t2} \cdot x_2 + \dots + a_{tn} \cdot x_n + k_{t-1} - k_t \geq a_{t0} \quad , \quad t = 1, \dots, T, \quad (2)$$

$$x_i \geq 0 \quad , \quad i = 1, \dots, N, \quad (3)$$

$$k_t \geq 0 \quad , \quad t = 1, \dots, T. \quad (4)$$

---

<sup>17</sup> Vgl. CONSTANTINIDES/INGERSOLL (1984), S. 325.

<sup>18</sup> Vgl. SCHAEFER (1982), S. 137 f.

<sup>19</sup> Eine ausführliche Darstellung dieses Ansatzes befindet sich in BÜHLER/RASCH (1994a), S. 11 f.

Die Koeffizienten  $P_i$  der Zielfunktion sind die am Markt beobachteten Preise zum Zeitpunkt  $t = 0$  für die Anleihen  $A_i$ . Die Koeffizienten  $a_{it}$  in der Matrix stellen Netto-Zahlungen aus der Anleihe  $A_i$  zum Zeitpunkt  $t$  dar. Auf der rechten Seite des linearen Programms stehen die Zahlungen aus der Referenzanleihe  $A_0$ , die selbst nicht mehr auf der linken Seite erscheint, um triviale Lösungen zu unterdrücken. Die Variablen  $x_i$  bezeichnen, wie zuvor, die zu erwerbenden Stückzahlen der Anleihen  $A_i$ . Alle Zahlungen beziehen sich auf den nominalen Wert von 100 DM je Stück. Die Stückzahl der ausgewählten Anleihe  $A_0$  wird für die rechte Seite des linearen Programms auf Eins normiert. Betrachtet man die Zielfunktion und die Nebenbedingungen ohne Nichtnegativitätsbedingungen, so ergeben sich als Spaltenvektoren die jeweiligen Zahlungsreihen für alle Anleihen  $A_i$  mit  $i = 1, \dots, N$ .<sup>20</sup> Durch Bedingung (3) werden nur positive Stückzahlen zugelassen und damit Leerverkäufe ausgeschlossen. Fehlende Leerverkaufsmöglichkeiten spiegeln die Situation an den hier untersuchten DM-Anleihemärkten wider.

Die Preise  $P_i$  der Anleihen setzen sich zusammen aus den amtlichen Kassakursen zuzüglich der zu zahlenden Stückzinsen und Spesen. Die Stückzinsen sind nach der an den DM-Anleihemärkten üblichen 360/360-Methode tagesgenau errechnet. In den Spesen sind die für den Privatanleger anfallende Provision der Geschäftsbank, die Maklercourtage und die im Untersuchungszeitraum noch erhobene Börsenumsatzsteuer enthalten. Im Modell wird der, von Mindestanlagebeträgen abgesehen, ungünstigstenfalls zustandekommende Satz von 0,7 % auf den Nominalbetrag zugrunde gelegt.

Die Nichtnegativitätsbedingungen (3) und (4) lassen Kassenhaltung zu und schließen zugleich implizite Kreditaufnahme aus. Eine positive Verzinsung der Mittelvorträge würde den Preis des Substitutionsportefeuilles senken und das Ergebnis hinsichtlich der Existenz von Steuer-Klientel-Effekten dahingehend verändern, daß die Anleihe für ein breiteres Spektrum von Steuersätzen dominiert wird. Da die Anleihen des Substitutionspotentials sämtlich nicht später zahlen dürfen als  $A_0$ , Wiederanlagezinsen<sup>21</sup> jedoch nicht vergütet werden, wird somit die schärfste denkbare Abschätzung getroffen. Das Substitutionsportefeuille wird tendenziell einen zu hohen Preis zeigen. Der Vorteil aus Sicht der hier durchgeführten Untersuchungen liegt darin, daß dominante Substitutionsportefeuilles nicht auf Grund zu schwach gewählter Abschätzungen entstehen können.

---

<sup>20</sup> Zu einer Spezifizierung der Zahlungsreihen sowie zu weiteren Einzelheiten vgl. BÜHLER/RASCH (1994a), S. 11 f.

<sup>21</sup> Der minimale Satz für 1-Monats-Termingeld betrug im Untersuchungszeitraum 2,8 - 3,0 % p. a.

Das Entscheidungskriterium lautet, daß  $A_0$  für die Klientel mit dem Steuersatz  $s$  nicht in Frage kommt, falls ein Substitutionsportefeuille existiert, dessen Preis  $P_{SP}$  geringer ist als der beobachtete Preis der ausgewählten Anleihe:

$$P_{SP} < P_0. \quad (5)$$

Ist Relation (5) erfüllt, kann die Vorteilhaftigkeit des Erwerbs der Anleihe  $A_0$ , gemessen am Substitutionsportefeuille, für die Klientel mit dem Steuersatz  $s$  *ausgeschlossen* werden.

### 2.3. Quantifizierungsmaß

Als Nullpunkt einer Messung eines in den Preisen vorhandenen Steuer-Klientel-Effektes wird der Marktpreis  $P_0$  einer Referenzanleihe Anleihe  $A_0$  betrachtet. Vergleicht man diese Größe mit dem Preis  $P_{SP}$  einer Alternative, in Form eines Substitutionsportefeuilles mit identischen Rückflüssen zu  $A_0$ , so ergibt sich aus Relation (5) als zentrale Maßgröße die Differenz  $D$  mit

$$D = P_{SP} - P_0. \quad (6)$$

$D$  kann interpretiert werden als Opportunitätskosten aus Sicht eines Anlegers bei Erwerb des optimalen Substitutionsportefeuilles an Stelle der Anleihe  $A_0$ . Ein positiver Wert für  $D$  repräsentiert damit die Mehrkosten bei Erwerb der optimalen Alternative. Falls solche Mehrkosten entstehen, kommt der Erwerb der Anleihe für den betrachteten Anleger in Frage. Ein negativer Wert für  $D$  stellt negative Kosten und damit Erträge dar, die durch Realisierung der optimalen Alternative erzielbar sind. Der Erwerb der ursprünglich in Betracht gezogenen Anleihe ist dann nicht sinnvoll. Der Betrag einer negativen Größe  $D$  entspricht dabei der Ersparnis in DM am Einstandspreis des Substitutionsportefeuilles gegenüber einem Erwerb von 100 DM Nominalwert der betrachteten Anleihe  $A_0$ .

In bisherigen Studien ist häufig allein auf das Vorzeichen von  $D$  abgestellt worden, wodurch sich eine reine Dominanzbetrachtung ergibt. Ob für das Ergebnis eine nur geringfügige oder sehr deutliche Differenz verantwortlich ist, kann bei einer vorzeichenorientierten Betrachtungsweise allerdings nicht erkannt werden. Möglicherweise handelt es sich nur um eine Verbesserungsmöglichkeit im Bereich von wenigen Pfennigen je 100 DM erworbenen Nominalwert, so daß zufällige Schwankungen in den zugrundegelegten Kursen, Datenfehler oder marktbedingte Realisierungsprobleme sowohl die Interpretation als auch eine denkbare marktliche Ausnutzung dieser Differenz zweifelhaft erscheinen lassen. Zur Vermeidung solcher

Fehlinterpretationen wird hier im weiteren die Größenordnung der beobachteten Effekte betrachtet.

In der Praxis wird häufig der Kuponhöhe ausschlaggebende Bedeutung für die steuerliche Vorteilhaftigkeit des Erwerbs einer Anleihe beigemessen. Zu vermuten wäre auch ein Einfluß der Restlaufzeit, da diese Größe auf das, in steuerlicher Hinsicht entscheidende, Disagio einwirkt. Möglicherweise überlagern sich in den Preisen der Anleihen auch steuerliche Motive und Spekulationsmotive, so daß die Höhe eines Steuer-Klientel-Effektes vom aktuellen Zinsniveau abhängt.

Darüber hinaus können weitere Einflußfaktoren eine Rolle spielen. Neben dem Bestand an umlaufenden Anleihen sind die Vermögensausstattungen der einzelnen Klientelen relevant. Der Investor wird in Abhängigkeit von seiner individuellen Einkommensentwicklung im Zeitablauf seine Steuerbelastung neu kalkulieren müssen. Damit ändern sich Umfang und Zusammensetzung von Klientelen selbst bei unverändertem Steuersystem. Neue Klientelen können darüber hinaus durch Tarifänderungen entstehen.<sup>22</sup>

Im hier gewählten Untersuchungszeitraum änderten sich die relevanten Vorschriften im deutschen Steuerrecht nicht. Unter diesem Aspekt liegt den Entscheidungen durchgängig ein vergleichbares Anlegerkalkül zugrunde. Exogen verursachte Vermögensverschiebungen entziehen sich dagegen dem Rahmen der hier angestellten Untersuchungen.

## **2.4 Hypothesen über Einflußfaktoren auf Steuer-Klientel-Effekte**

Die Emission von Anleihen erfolgt in der Regel mit marktnahen Kupons und damit nahe pari,<sup>23</sup> so daß eine Notiz unter pari in der Regel erst durch zwischenzeitliche Zinssteigerungen zustande kommt. Da das entstehende Disagio um so größer ausfällt, je niedriger der Kupon und je höher die Restlaufzeit der Anleihe ist, liegt die Vermutung nahe, daß auch die Ausprägung eines Steuer-Klientel-Effektes von diesen beiden Größen abhängt. Wie im vorangegangenen Abschnitt erwähnt, wird häufig eine Abhängigkeit zwischen steuerlicher Vorteilhaftigkeit und Kuponhöhe unterstellt. Anleger mit hohen Steuersätzen sollen Anleihen mit niedrigem Kupon erwerben, Anleger mit niedrigen Steuersätzen dagegen Anleihen mit hohem Kupon.

---

<sup>22</sup> Zum Einfluß von Steuerrechtsänderungen auf Klientel-Bildungen vgl. ARAK/GUENTNER (1983), POTERBA (1986), ANG/BLACKWELL/MEGGINSON (1991) und RONN/SHIN (1992).

<sup>23</sup> Vgl. BÜHLER/RASCH (1994b), S. 1.

Folglich müßte sich eine Veränderung des Wertes von  $D$  in Abhängigkeit von der Kuponhöhe und dem betrachteten Steuersatz in der folgenden Weise ergeben:

- (1.1) Für steuerbefreite Anleger wächst  $D$  c. p. mit steigendem Kupon.
- (1.2) Für Anleger mit hoher Steuerbelastung fällt  $D$  c. p. mit steigendem Kupon.

Aus Sicht des steuerbelasteten Anlegers wächst die Vorteilhaftigkeit mit der Höhe des Disagios, und diese Größe hängt c. p. auch von der Restlaufzeit der betrachteten Anleihe ab. Damit könnte indirekt auch für eine Anleihe mit längerer Restlaufzeit eine steuerlich motivierte höhere Zahlungsbereitschaft bestehen. Daraus folgt die Hypothese:

- (2) Für alle Privatanleger wächst  $D$  c. p. mit der Restlaufzeit der ausgewählten Anleihe.

Betrachtet man beide Komponenten, Restlaufzeit wie Kuponhöhe, als maßgebliche Faktoren für die Höhe eines Disagios oder Agios, so müßte ein Steuer-Klientel-Effekt um so stärker hervortreten, je weiter der Kurs der Anleihe von pari entfernt liegt. Der steuerliche Vorteil in absoluten Beträgen repräsentiert sich allein in dieser Größe. Zum Test eines solchen Niveaueffektes wird folgende Hypothese formuliert:

- (3.1) Für steuerbefreite Anleger wächst  $D$  c. p. mit der Höhe des Kurses.
- (3.2) Für Anleger mit hoher Steuerbelastung sinkt  $D$  c. p. mit der Höhe des Kurses.

Schließlich ist noch ein indirekter Zusammenhang zwischen der Höhe eines Steuer-Klientel-Effektes und der Zinssituation denkbar. In Hochzinsphasen mit entsprechend niedrigen Kursen ist insbesondere für unter pari notierende Anleihen ein relativ höherer Kurszuwachs bis Endfälligkeit erzielbar als bei sonst gleichen Bedingungen in einer Niedrigzinsphase. Zudem sollten Anleihen deutlich unter pari, und damit mit vergleichsweise niedrigen Kupons, in einer Hochzinsphase auch aus anderen als steuerlichen Motiven bevorzugt werden. In der Erwartung fallender Zinsen trachten auch steuerbefreite Anleger danach, zusätzliche Kurssteigerungen zu erzielen. Dies führt zu der folgenden Hypothese:

- (4) In Zeiten eines historisch hohen Zinsniveaus ist für Anleihen mit relativ niedrigem Kupon die mögliche Einstandspreisreduzierung geringer als in Zeiten eines historisch niedrigen Zinsniveaus.

Diese Formulierung basiert auf der Überlegung, daß bei einem hohen Zinsniveau Anleihen mit einem niedrigen Kupon einen vergleichsweise großen Kursabschlag zeigen und deshalb auch für Anleger mit moderater Steuerbelastung attraktiv sind. In der Konsequenz müßten diese Anleihen für steuerbefreite Anleger relativ geringere Verbesserungsmöglichkeiten durch Erwerb eines Substitutionsportefeuilles bieten als in einer Niedrigzinsphase.

## 2.5 Untersuchungsdesign

Für die ersten drei Teile der Untersuchungen in diesem Kapitel, also für die Überprüfung der Abhängigkeit eines Steuer-Klientel-Effektes von der Kuponhöhe, der Restlaufzeit und der Kurshöhe, wird die erweiterte Stichprobe aus der Studie von BÜHLER/RASCH (1994a) nochmals herangezogen. Es werden dieselben 1620 Substitutionsportefeuilles erneut ausgewertet.<sup>24</sup>

Als erster Einflußfaktor wird die in der Praxis häufig als entscheidend angesehene Kuponhöhe einer betrachteten Anleihe analysiert. Die durchschnittliche Kuponhöhe aller 90 Referenzanleihen beträgt  $C = 6,88 \%$ . Dabei verteilen sich diese Anleihen auf folgende Intervalle:

Tabelle 1: Verteilung der Anleihen aus der Stichprobe nach der Kuponhöhe

Kupon:	$C < 4$	$4 \leq C < 5$	$5 \leq C < 6$	$6 \leq C < 7$
Anzahl:	21	1	10	14

Kupon:	$7 \leq C < 8$	$8 \leq C < 9$	$9 \leq C < 10$	$C \geq 10$
Anzahl:	9	8	8	19

Die überproportionale Präsenz der Ränder des Kuponspektrums beruht auf dem Auswahlverfahren: Die Anleihen mit dem maximalen und minimalen Kurs und damit vielfach zugleich auch diejenigen mit den extremen Kuponhöhen werden obligatorisch in die Untersuchung einbezogen, während der Rest des zur Verfügung stehenden Spektrums durch Anleihen nach einem starren Auswahlschema repräsentiert wird.

Im zweiten Schritt wird die Restlaufzeit (*RLZ*) als Sortierkriterium verwendet. Nachfolgende Tabelle 2 listet die Verteilung der ausgewählten Anleihen nach Restlaufzeitklassen auf:

<sup>24</sup> Zur Auswahl der Daten vgl. BÜHLER/RASCH (1994a), S. 17 ff.

Tabelle 2: Verteilung der Anleihen aus der Stichprobe nach Restlaufzeitklassen

Restlaufzeit:	$2 \leq RLZ < 3$	$3 \leq RLZ < 4$	$4 \leq RLZ < 5$	$5 \leq RLZ < 6$	$6 \leq RLZ < 7$
Anzahl:	5	9	11	15	12

Restlaufzeit:	$7 \leq RLZ < 8$	$8 \leq RLZ < 9$	$9 \leq RLZ < 10$	$RLZ > 10$	Summe
Anzahl:	8	13	13	4	90

Längere Restlaufzeiten als 10 Jahre treten kaum auf, da Emissionen mit mehr als 10 Jahren Laufzeit an den DM-Anleihemärkten kaum zu beobachten sind. Kürzere Restlaufzeiten als zwei Jahre werden hier nicht in die Auswahl einbezogen, da dabei teilweise *degenerierte* Lösungen für das optimale Substitutionsportefeuille entstehen können.<sup>25</sup>

Als steuerlich ausschlaggebendes Merkmal ist allein die Höhe des Kurses einer Anleihe zu betrachten. Für die Stichprobe ergibt sich dazu folgende Verteilung der ausgewählten Anleihen nach Kursintervallen:

Tabelle 3: Verteilung der Anleihen aus der Stichprobe nach der Kurshöhe

Kurs	$K < 75$	$75 \leq K < 80$	$80 \leq K < 85$	$85 \leq K < 90$
Anzahl	2	7	8	6

Kurs	$90 \leq K < 95$	$95 \leq K < 100$	$100 \leq K < 105$	$105 \leq K < 110$
Anzahl	12	12	9	14

Kurs	$110 \leq K < 115$	$115 \leq K < 120$	$K \geq 120$	Summe
Anzahl	11	7	1	90

Man erkennt den Schwerpunkt des Kursspektrums im Bereich um pari in einer Intervallbreite von etwa zehn Prozentpunkten in beiden Richtungen. Darin spiegelt sich zum einen die oben schon angesprochene vorzugsweise Wahl eines nahe bei pari liegenden Emissionskurses wider. Zum anderen führen Hochzinsphasen c. p. zu einer Verringerung des Medians aus den Kursen aller umlaufenden Anleihen, eine Niedrigzinsphase bewirkt das Gegenteil. Insgesamt entfernt sich die Masse aller Anleihen, wegen der sich im Zeitablauf verkürzender Restlaufzeiten, nie weit von der Pari-Marke.

Für die Untersuchungen zu einer Überschneidung von Steuer-Klientel-Effekten und zinsphasenorientierten Phänomenen wird ein eigenständiges Design entwickelt. Aus

<sup>25</sup> Diese Diskussion ist Teil einer gesonderten Studie, vgl. BÜHLER/RASCH (1995).

demselben Datenbestand, wie für die schon beschriebenen Untersuchungen, werden jeweils drei Anleihen mit sehr niedrigen Kursen in einer Niedrigzins- und in einer Hochzinsphase betrachtet. In extremen Niedrigzinsphasen (1977, 1986/1987) existierten zeitweise keine Anleihen mit Kursen unter pari, so daß kein tatsächlicher Steuervorteil auf Grund von Kurszuwachsen bis zum Ende der Laufzeit entstehen konnte. In extremen Hochzinsphasen (1981) notierten hingegen zeitweilig keine Anleihen zu Kursen über pari. Vergleicht man Anleihen mit den relativ niedrigsten Kursen in beiden Phasen, so müßten sich Unterschiede in der Höhe eines Steuer-Klientel-Effektes zeigen. In der Hochzinsphase ist eine stärkere Ausprägung einer potentiellen Ersparnis zu erwarten, da hier ein tatsächlicher Vorteil in Form eines Kurszuwachses entsteht, während für steuerbelastete Anleger in einer Niedrigzinsphase durch eine Buy-and-hold-Strategie keine steuerfreien Rückflüsse mehr zu erzwingen sind.

Als Stichtage aus einer Hochzinsphase werden die Ultimos der Monate März, Juni und September des Jahres 1981 gewählt. Hier finden sich die niedrigsten Kursen des Gesamtbestandes, bezogen auf den Durchschnitt aus drei Ultimokursen im Abstand von drei Monaten. Für diese drei Untersuchungszeitpunkte werden jeweils die vier Anleihen mit den niedrigsten Kursen am jeweiligen Stichtag betrachtet. Aus beiden Marktsegmenten, dem DM-Inlands- wie dem DM-Euromarkt, sind jeweils die Anleihen mit dem aktuell minimalen Kurs einbezogen.

Als weitere Untersuchungszeitpunkte werden die Ultimos des Augusts und Novembers 1986 sowie des Februars 1987 gewählt. An diesen drei Tagen liegen die maximalen Kurse im Untersuchungszeitraum vor, wenn man wieder von dem oben benutzten Schema eines Mittelwertes aus drei Stichtagen mit Dreimonatsabstand ausgeht. Für diese drei weiteren Zeitpunkte werden wiederum die vier Anleihen mit den jeweils *niedrigsten* Kursen herangezogen.

Der Abstand von drei Monaten zwischen den Betrachtungszeitpunkten derselben Phase wird eingeführt, um einander nicht zu ähnliche Situationen am Markt einzubeziehen. Drei Zeitpunkte pro Phase dienen der Minderung des Einflusses zufälliger Ergebnisse.

Für die so ermittelten acht Anleihen mit jeweils drei Untersuchungszeitpunkten werden wieder für die sechs Steuersätze  $s = 0, 20, 30, 40, 50$  und  $60\%$  Substitutionsportefeuilles gebildet, und zwar sowohl aus dem Gesamtmarkt als Substitutionspotential, danach allein aus dem DM-Inlands- und schließlich nur dem DM-Euromarkt. Damit ergeben sich insgesamt 432 zusätzliche Rechendurchgänge.

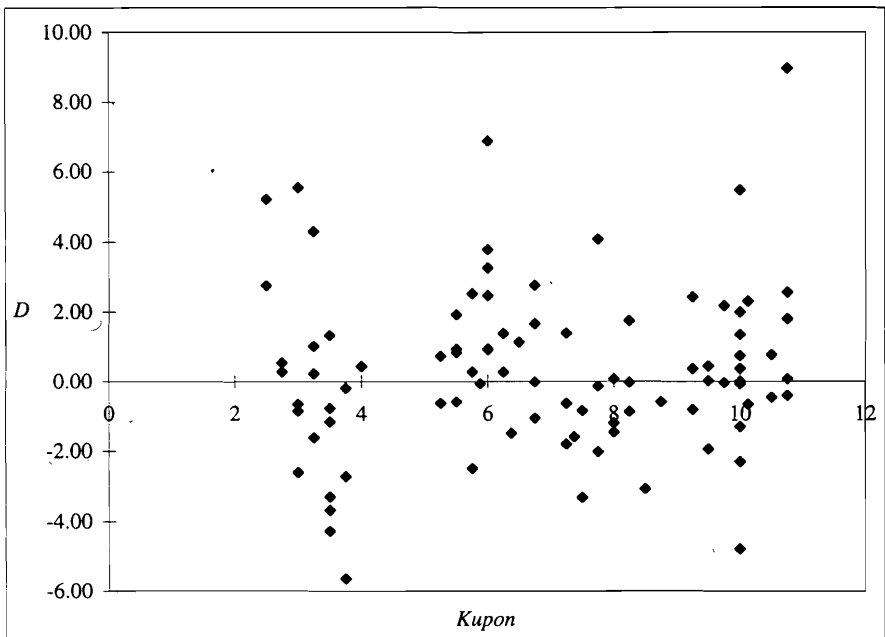


### 3. Ergebnisse

#### 3.1 Einfluß der Kuponhöhe

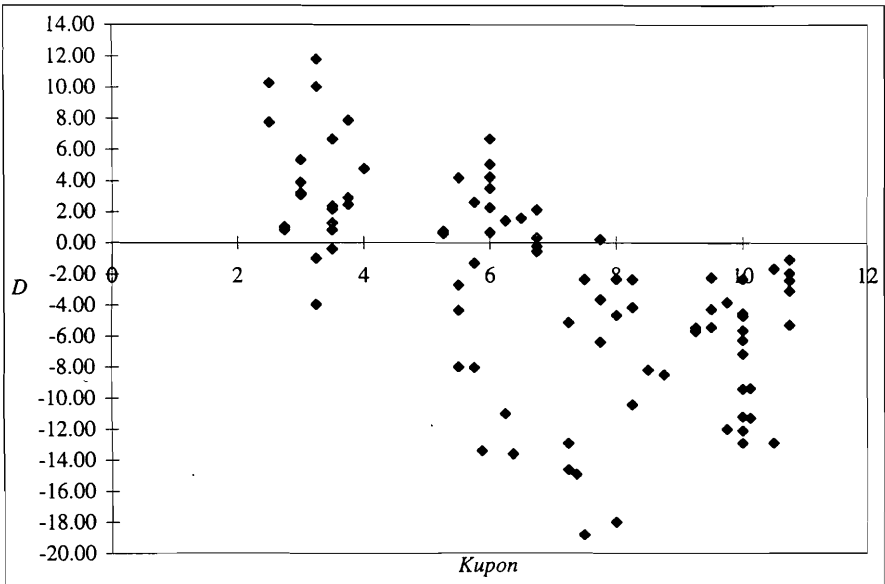
Eine Aufschlüsselung der Untersuchung nach den Steuersätzen der verschiedenen Anlegergruppen ist insofern sinnvoll, als die Vorteilhaftigkeit einer Anleihe mit steigendem Kupon für steuerbefreite Anleger zunehmen, für steuerbelastete Anleger dagegen abnehmen dürfte. Dies ist in den Hypothesen (1.1) und (1.2) bereits differenziert erfaßt. Betrachtet man also getrennt nach Steuersätzen und Marktsegmenten die Verteilung der Differenz  $D$ , so ergeben sich im für die beiden extremen Steuersätze  $s = 0\%$  und  $s = 60\%$  die folgenden Abbildungen 1 und 2:

Abbildung 1: Differenz  $D$  in Abhängigkeit von der Kuponhöhe der Referenzanleihe  
(Steuersatz  $s = 0\%$ ; Substitutionspotential: Gesamtmarkt)



Man erkennt eine gewisse Häufung im Bereich von 2 - 4 % sowie bei 6 % und bei 10 %. In der separat gelegenen niedrigsten Gruppe finden sich vor allem die Optionsanleihen exOS. Die Häufungen in den übrigen Bereichen zeigen eine bevorzugte Emission von Anleihen mit runden Kupons. Eine Abhängigkeit der Größe  $D$  von der Kuponhöhe ist in Abbildung 1 nicht erkennbar.

Abbildung 2: Differenz  $D$  in Abhängigkeit von der Kuponhöhe der Referenzanleihe  
(Steuersatz  $s = 60\%$ ; Substitutionspotential: Gesamtmarkt)



Das Bild ändert sich jedoch für die Betrachtung aus der Perspektive eines steuerlich hoch belasteten Anlegers in der Abbildung 2. Bereits im groben Überblick zeigt sich eine abnehmende Vorteilhaftigkeit der Anleihe mit steigendem Kupon. Anleihen mit Kupons über 7 % kommen für steuerlich hoch belastete Anleger generell nicht mehr in Frage, dagegen jedoch nahezu alle Anleihen aus dem Bereich zwischen 2 und 4 %.

Zur Signifikanzanalyse wird getrennt nach Steuersätzen und Marktsegmenten jeweils das folgende Modell geschätzt:

$$D = \alpha_C + \beta_C \cdot C + \varepsilon. \quad (7)$$

Dabei stellt  $\varepsilon$  einen  $N(0; 1)$ -verteilten Störterm dar. Der Bereich von Null wird aus der Betrachtung ausgeschlossen, da für Zero-Bonds eine andersgeartete steuerliche Behandlung von Erträgen vorliegt. Getestet wird die Nullhypothese

$$\beta_C = 0 \quad (8)$$

gegen die Alternative  $\beta_C \neq 0$ , also dagegen, daß kein Zusammenhang zwischen Kuponhöhe und steuerlicher Vorteilhaftigkeit existiert. Gleichung (7) wird dazu für jeden Steuersatz getrennt unterstellt. Die Schätzergebnisse für  $\beta$  zeigt die nachfolgende Tabelle 4. Die t-Werte sind in Klammern angefügt.

Tabelle 4: Ergebnisse für die Abhängigkeit der Differenz  $D$  von der Kuponhöhe

$s$	$\hat{\beta}_C$ [Gesamtmarkt]	$\hat{\beta}_C$ [DM-Inlandsmarkt]	$\hat{\beta}_C$ [DM-Euromarkt]
0 %	0,0164 (0,1562)	0,2911 (1,6429)	0,3994 (1,1480)
20 %	** -0,5019 (-4,6465)	-0,1838 (-1,0186)	-0,1427 (-0,4114)
30 %	** -0,7683 (-6,2915)	* -0,4259 (-2,2445)	-0,4346 (-1,2431)
40 %	** -1,0639 (-7,4244)	** -0,6611 (-3,2239)	* -0,7454 (-2,0962)
50 %	** -1,3463 (-7,8047)	** -0,9418 (-4,1341)	** -1,0873 (-2,9799)
60 %	** -1,6600 (-8,0663)	** -1,2444 (-4,8578)	** -1,4423 (-3,8561)

\* signifikant zum 5%-Niveau

\*\* signifikant zum 1%-Niveau

Bereits ab einem Steuersatz von  $s = 20$  %, und von da an zunehmend, zeigt sich im Gesamtmarkt eine signifikante Abhängigkeit zwischen der Vorteilhaftigkeit des Erwerbs einer Anleihe durch einen Privatanleger und der Höhe des Kupons. Für steuerbefreite Anleger läßt sich ein solcher Zusammenhang dagegen nicht bestätigen.

Für die Einzelmärkte als Substitutionspotential verschlechtern sich die Signifikanzwerte. Es bleibt jedoch bei einer zunehmenden Ausprägung des Zusammenhangs mit wachsendem Steuersatz. Die mit der Hypothese (1.2) formulierte Vermutung einer Abhängigkeit der steuerlichen Vorteilhaftigkeit von der Höhe des Kupons einer Anleihe wird also für steuerbelastete Anleger mit Steuersätzen von  $s = 20, 30, 40, 50$  und  $60$  % gestützt. Zudem zeigen alle ermittelten Werte für  $\beta$  das erwartete Vorzeichen. Die steuerbefreiten Anleger scheinen jedoch in bezug auf die Kuponhöhe indifferent zu bleiben, so daß die entsprechende, in Hypothese (1.1) formulierte, Verhaltensannahme nicht bestätigt werden kann.

### 3.2 Einfluß der Restlaufzeit

Analog zur Darstellung im vorangegangenen Abschnitt werden zunächst wieder die beiden Fälle  $s = 0$  % und  $s = 60$  % für den Gesamtmarkt als Substitutionspotential betrachtet.

Abbildung 3: Differenz  $D$  in Abhängigkeit von der Restlaufzeit der Referenzanleihe  
(Steuersatz  $s = 0\%$ ; Substitutionspotential: Gesamtmarkt)

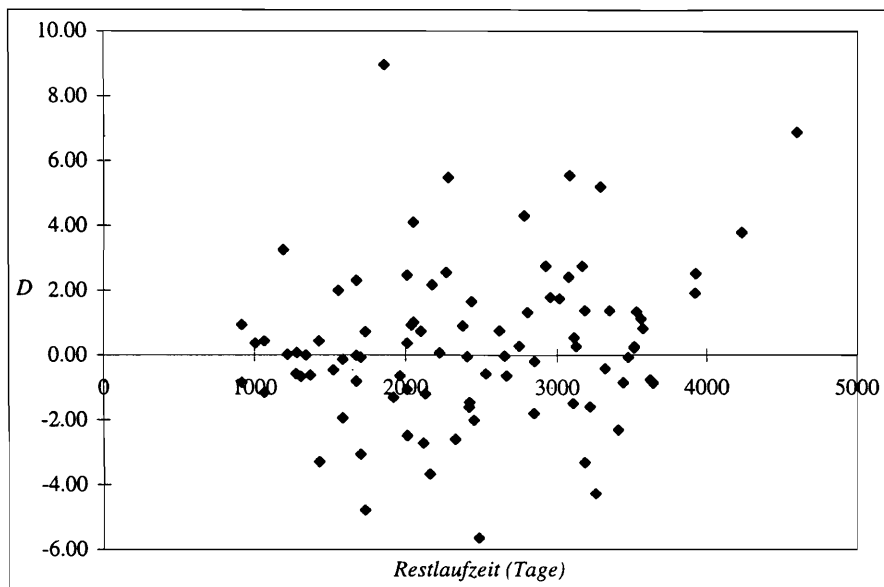
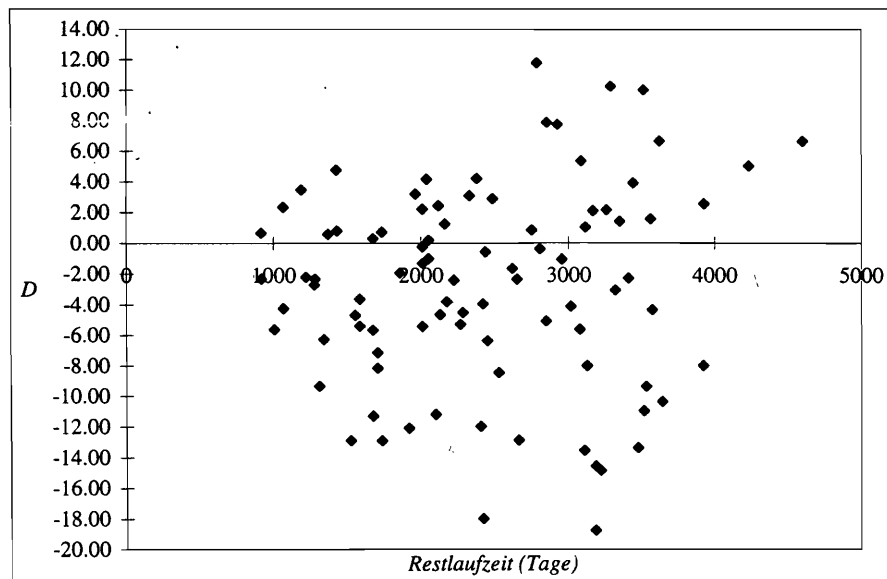


Abbildung 4: Differenz  $D$  in Abhängigkeit von der Restlaufzeit der Referenzanleihe  
(Steuersatz  $s = 60\%$ ; Substitutionspotential: Gesamtmarkt)



Eine Abhängigkeit läßt sich aus den beiden Diagrammen nicht herauslesen. Zur exakten Überprüfung wird als Modifikation von Gleichung (7) hier

$$D = \alpha_{RLZ} + \beta_{RLZ} \cdot RLZ + \varepsilon \quad (9)$$

getrennt nach Steuersätzen und Marktsegmenten geschätzt. Als Nullhypothese fungiert entsprechend die Gleichung

$$\beta_{RLZ} = 0. \quad (10)$$

Die folgende Tabelle 5 zeigt die Resultate, wobei die Werte für die  $\hat{\beta}_{RLZ}$  aus Normierungsgründen eine geringe Größenordnung zeigen, da die Restlaufzeit in Tagen ermittelt wird.

Tabelle 5: Ergebnisse für die Abhängigkeit der Differenz  $D$  von der Restlaufzeit

$s$	$\hat{\beta}_{RLZ}$ [Gesamtmarkt]	$\hat{\beta}_{RLZ}$ [DM-Inlandsmarkt]	$\hat{\beta}_{RLZ}$ [DM-Euromarkt]
0 %	0,0005 (1,4339)	0,0002 (0,3260)	-0,0010 (-0,9442)
20 %	0,0007 (1,9297)	0,0004 (0,6741)	-0,0006 (-0,6046)
30 %	* 0,0009 (1,9818)	0,0004 (0,7233)	-0,0005 (-0,4442)
40 %	0,0009 (1,5524)	0,0004 (0,6305)	-0,0004 (-0,3685)
50 %	0,0008 (1,1838)	0,0004 (0,5343)	-0,0005 (-0,4261)
60 %	0,0004 (0,4874)	0,0003 (0,3923)	-0,0007 (-0,5607)

Ein Zusammenhang zwischen Restlaufzeit und steuerlicher Vorteilhaftigkeit ist nicht erkennbar. Es zeigt sich auch bei Heranziehen der Teilmärkte als Substitutionspotential, daß die Nullhypothese nicht widerlegt werden kann. Die Ergebnisse enthalten keinen nennenswerten Hinweis auf eine Abhängigkeit der steuerlichen Vorteilhaftigkeit einer Anleihe von deren Restlaufzeit. Die entsprechende gegenteilige Vermutung in der Hypothese (2) ist damit unbegründet. Sollten Privatanleger Laufzeitpräferenzen besitzen, so sind letztere nicht steuerlich motiviert. Falls die Restlaufzeit im Sinne von EHRHARDT/JORDAN/PRISMAN (1992) als Indiz für das Vorliegen einer Tax Timing Option gewertet wird, so kann die Existenz einer solchen Option nach deutschem Steuerrecht auch empirisch nicht bestätigt werden.

### 3.3 Einfluß der Kurshöhe

Auch für die Untersuchung der Abhängigkeit von der Kurshöhe werden zunächst die beiden Randfälle aus dem Steuersatzspektrum für den Gesamtmarkt gezeigt. Die gerade beschriebene Häufung tritt erkennbar zutage. Dies zeigen die beiden Abbildungen auf der folgenden Seite.

Abbildung 5: Differenz  $D$  in Abhängigkeit von der Kurshöhe der Referenzanleihe  
(Steuersatz  $s = 0\%$ ; Substitutionspotential: Gesamtmarkt)

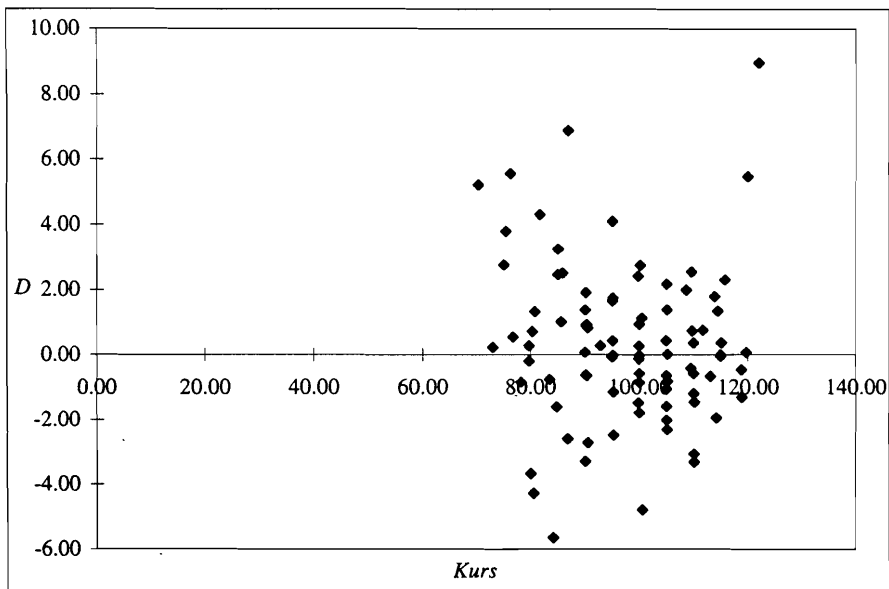
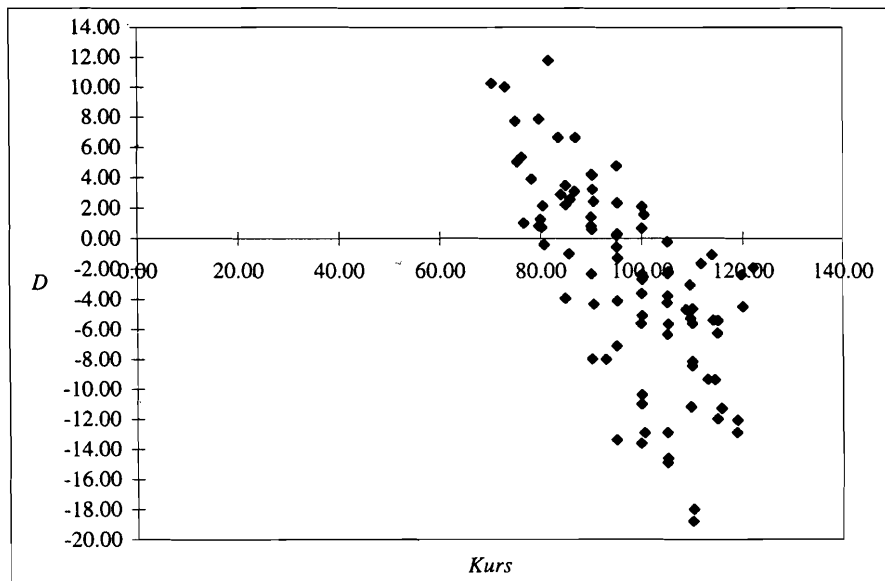


Abbildung 6: Differenz  $D$  in Abhängigkeit von der Kurshöhe der Referenzanleihe  
(Steuersatz  $s = 60\%$ ; Substitutionspotential: Gesamtmarkt)



Während sich für steuerbefreite Anleger wiederum keine Systematik in der Verteilung erkennen läßt, zeigt sich für steuerlich hoch belastete Investoren eine Tendenz zur abnehmenden Vorteilhaftigkeit einer Anleihe mit zunehmendem Kurs. Auffällig ist insbesondere, daß Anleihen über pari für die letztgenannte Klientel in keinem Fall in Frage kommen. Ferner zeigen sich für steuerbelastete Anleger betragsmäßig höhere Werte für  $D$ , wobei Einstandpreisminderungen im Extremfall bis zu 20 DM pro 100 DM Nominalwert ausmachen können.

Das zu den vorangegangenen Untersuchungen analoge Modell

$$D = \alpha_K + \beta_K \cdot K + \varepsilon \quad (11)$$

wird entsprechend geschätzt, wobei die Nullhypothese durch die Gleichung

$$\beta_K = 0 \quad (12)$$

dargestellt wird. Für die verschiedenen Steuersätze und Marktsegmente ergeben sich die folgenden Resultate:

Tabelle 6: Ergebnisse für die Abhängigkeit der Differenz  $D$  von der Kurshöhe

$s$	$\hat{\beta}_K$ [Gesamtmarkt]	$\hat{\beta}_K$ [DM-Inlandsmarkt]	$\hat{\beta}_K$ [DM-Euromarkt]
0 %	-0,0166 (-0,7832)	0,0136 (0,3744)	0,0767 (1,0898)
20 %	** -0,1160 (-5,5277)	* -0,0784 (-2,1940)	-0,0287 (-0,4093)
30 %	** -0,1711 (-7,2947)	** -0,1294 (-3,5039)	-0,0867 (-1,2271)
40 %	** -0,2314 (-8,4192)	** -0,1792 (-4,5419)	* -0,1488 (-2,0689)
50 %	** -0,2911 (-8,7995)	** -0,2393 (-5,5165)	** -0,2171 (-2,9400)
60 %	** -0,3488 (-8,6459)	** -0,3040 (-6,2677)	** -0,2876 (-3,7956)

Wie bei der Untersuchung zur Kuponhöhe treten ab einem Steuersatz von  $s = 20\%$  hochsignifikante Werte auf, während für steuerbefreite Anleger wiederum keine Signifikanz zu beobachten ist. Für steuerbelastete Anleger kann die Nullhypothese folglich verworfen werden, so daß die in Hypothese (3.1) formulierte Abhängigkeit der wachsenden steuerlichen Vorteilhaftigkeit mit abnehmendem Kurs zutreffend erscheint. Dagegen kann die Nullhypothese für steuerbefreite Anleger erneut nicht abgelehnt werden, so daß der in Hypothese (3.2) formulierte Zusammenhang für diese Klientel nicht gestützt wird. Analog zu den Untersuchungen zur Kuponhöhe zeigen sich im DM-Inlandsmarkt Signifikanzen auf etwas geringerem Niveau, im DM-Euromarkt treten deutlich schlechtere Werte auf. Die Interpretation lautet auch hier wieder, daß ein schmaleres Substitutionspotential entsprechend größere Substitutionsschwierigkeiten verursacht und dadurch die Preise der Portefeuilles tendenziell erhöht. Tatsächlich ergeben sich auch im Durchschnitt deutlich höhere Werte

für  $D$  im DM-Euromarkt als im DM-Inlandsmarkt. Dies wird später in Tabelle 14 noch zusammenfassend demonstriert.

Wegen der Diskrepanz zwischen der in der Praxis häufig herangezogenen Kuponhöhe und der steuerlich tatsächlich maßgebenden Kurshöhe werden in den nachfolgenden Tabellen noch einmal alle drei bisher untersuchten Größen, einschließlich der Restlaufzeit, simultan in dem folgenden multiplen Regressionsmodell geschätzt:

$$D = \alpha + \beta_1 C + \beta_2 \cdot RLZ + \beta_3 K + \varepsilon. \quad (13)$$

Nachfolgende Tabellen enthalten, wiederum nach Steuersätzen aufgeschlüsselt und nach Marktsegmenten getrennt, die Resultate dieser Schätzungen:

Tabelle 7: Ergebnisse für den Erklärungsgehalt der Kuponhöhe, Restlaufzeit und Kurshöhe für die Differenz  $D$  (Substitutionspotential: Gesamtmarkt)

$s$	$\hat{\beta}_1 (C)$	$\hat{\beta}_2 (RLZ)$	$\hat{\beta}_3 (K)$
0 %	0,3631 (1,6705)	0,0004 (1,0761)	-0,0730 (-1,6175)
20 %	0,0009 (0,0042)	0,0001 (0,3641)	* -0,1135 (-2,4799)
30 %	-0,1106 (-0,4497)	0,0000 (0,0672)	** -0,1509 (-2,9532)
40 %	-0,2359 (-0,8233)	-0,0003 (-0,7090)	** -0,1966 (-3,3030)
50 %	-0,3132 (-0,9164)	-0,0007 (-1,3164)	** -0,2509 (-3,5347)
60 %	-0,5411 (-1,3335)	** -0,0014 (-2,2899)	** -0,2846 (-3,3766)

Man erkennt die ausschlaggebende Bedeutung der Kurshöhe, so daß unter steuerlichen Gesichtspunkten für Privatanleger eine ökonomisch rationale Entscheidungsfindung unterstellt werden kann. Die Kuponhöhe als Kriterium tritt entsprechend in den Hintergrund. Dies zeigt sich auch für die übrigen Substitutionspotentiale:

Tabelle 8: Ergebnisse für den Erklärungsgehalt der Kuponhöhe, Restlaufzeit und Kurshöhe für die Differenz  $D$  (Substitutionspotential: DM-Inlandsmarkt)

$s$	$\hat{\beta}_1 (C)$	$\hat{\beta}_2 (RLZ)$	$\hat{\beta}_3 (K)$
0 %	** 1,0034 (2,7472)	0,0001 (0,2192)	-0,1617 (-2,1313)
20 %	0,6911 (1,8798)	-0,0001 (-0,2307)	** -0,2039 (-2,6703)
30 %	0,6162 (1,6140)	-0,0003 (-0,5837)	** -0,2464 (-3,1073)
40 %	0,5506 (1,3491)	-0,0006 (-0,9989)	** -0,2908 (-3,4306)
50 %	0,4871 (1,0871)	-0,0010 (-1,4044)	** -0,3473 (-3,7316)
60 %	0,4181 (0,8387)	-0,0014 (-1,8102)	** -0,4091 (-3,9498)



Tabelle 9: Ergebnisse für den Erklärungsgehalt der Kuponhöhe, Restlaufzeit und Kurshöhe für die Differenz  $D$  (Substitutionspotential: DM-Euromarkt)

$s$	$\hat{\beta}_1 (C)$	$\hat{\beta}_2 (RLZ)$	$\hat{\beta}_3 (K)$
0 %	0,3369 (0,4575)	-0,0008 (-0,6548)	0,0004 (0,0025)
20 %	-0,0228 (-0,0310)	-0,0009 (-0,7729)	-0,0441 (-0,2896)
30 %	-0,1884 (-0,2552)	-0,0010 (-0,8737)	-0,0754 (-0,4917)
40 %	-0,3524 (-0,4707)	-0,0013 (-1,0770)	-0,1139 (-0,7324)
50 %	-0,5202 (-0,6817)	-0,0017 (-1,4456)	-0,1626 (-1,0257)
60 %	-0,6952 (-0,8982)	-0,0023 (-1,9175)	-0,2151 (-1,3380)

Dem einzelnen signifikanten Wert bei der Kuponhöhe ist kein entscheidender Aus-  
sagewert beizumessen. Im DM-Euromarkt lassen sich wiederum keine klaren Zu-  
sammenhänge ausmachen. Offensichtlich überlagern hier rechentechnische  
Schwierigkeiten die Ausprägungen steuerlicher Effekte. Für den Gesamtmarkt und  
in verminderter Deutlichkeit auch noch für den DM-Inlandsmarkt zeigt sich jedoch  
der überragende Einfluß der *Kurshöhe* auf die steuerliche Vorteilhaftigkeit einer  
Anleihe.

### 3.4 Abhängigkeit vom Kalkül des Anlegers

Die empirischen Ergebnisse der drei vorangegangenen Abschnitte haben, unab-  
hängig von sonstigen Aussagen, in allen Fällen deutlich gezeigt, daß für verschie-  
dene individuelle Steuersätze unterschiedliche Größenordnungen für einen Steuer-  
Klientel-Effekt auftreten. Für die betrachtete Stichprobe insgesamt ergibt sich im  
Durchschnitt aller gebildeten Substitutionsportefeuilles ein Wert von  $D = 0,80$  DM  
pro 100 DM erworbenen Nominalwert. Das bedeutet jedoch nicht, daß die Mehrzahl  
aller Portefeuilles einen höheren Preis  $P_{SP}$  als die zugehörige Anleihe  $A_0$  zeigen  
muß. Vielmehr steht einer Minderzahl von stark positiven Werten, eine Mehrheit  
von moderaten Gewinnen gegenüber:

Tabelle 10: Verteilung der Differenz  $D$  in der Stichprobe

$D$ :	$D > 5$	$5 \geq D > 4$	$4 \geq D > 3$	$3 \geq D > 2$	$2 \geq D > 1$	$1 \geq D > 0$
Anzahl:	244	79	76	132	131	215

$D$ :	$0 \geq D > -1$	$-1 \geq D > -2$	$-2 \geq D > -3$	$-3 \geq D > -4$	$-4 \geq D > -5$	$D \leq -5$
Anzahl:	183	142	116	88	48	166

Im Bereich um Null bis etwa 3 DM in beiden Richtungen zeigt sich eine annähernd  
symmetrische Verteilung der Opportunitätskosten. Darüber hinaus entsteht jedoch  
ein Übergewicht der positiven Fälle, also der nicht weiter zu verbessernden

Erwerbsentscheidungen. Insbesondere im extremen Bereich ist eine Symmetrie auch nicht zu erwarten, da zwar der Preis eines Substitutionsportefeuilles um einen beliebig hohen Betrag über, jedoch nur um maximal den Preis der Referenzanleihe unter dem letzteren liegen kann.

Die entscheidende Erklärung für die Höhe von Steuer-Klientel-Effekten und zugleich für die weit auseinandergehenden Größenordnungen, sowohl hier als auch in bisherigen Studien, liegt in der Wahl eines Anlegerkalküls für eine bestimmte Anleihe. Wird eine bestimmte Anleihe aus der Perspektive einer kaum als Erwerber zu vermutenden Klientel betrachtet, so ergibt sich in aller Regel eine Einstandspreisreduzierung im Bereich von mehreren DM pro 100 DM Nominalwert. Diese Größe besitzt jedoch in vielen Fällen fiktiven Charakter, da der betreffende Anleger von vornherein die Fehlentscheidung nicht in Betracht gezogen hätte und daher auch keine entsprechenden Verbesserungsmöglichkeiten realisieren kann. Dies läßt sich zum Beispiel deutlich bei Anleihen mit sehr hohen Kupons aus Sicht von Anlegern mit einem Steuersatz von  $s = 60 \%$  belegen. Intuitiv erscheinen hier die untersuchten Entscheidungen bereits als nicht optimal. Für unrealistisch hohe Steuersätze, wie bei SCHAEFER (1982)<sup>26</sup> betrachtet, lassen sich auch exorbitante Einstandspreisreduzierungen erzeugen. Es existiert daher keine absolut korrekte Höhe für den Wert eines Steuer-Klientel-Effektes, sondern nur eine *kalkülspezifische* Größenordnung.

Bleibt man im Bereich tatsächlich existierender Steuersätze, so ergibt sich, daß die durchschnittlichen Verbesserungsmöglichkeiten aus dem Erwerb eines Portefeuilles mit steigendem individuellen Steuersatz *der Höhe nach* zunehmen. Tabelle 11 zeigt dies für die Betrachtung aller 1620 Substitutionsportefeuilles aus der Stichprobe.

Tabelle 11: Durchschnittliche Höhe der Differenz  $D$  in Abhängigkeit vom unterstellten Steuersatz

$s$ :	0 %	20 %	30 %	40 %	50 %	60 %
$D$ :	+1,69	+1,46	+1,19	+0,70	+0,02	-0,84
Anzahl:	98	106	116	134	138	150

Für  $s = 60 \%$  zeigt sich sogar *im Durchschnitt* eine Vorteilhaftigkeit der gebildeten Substitutionsportefeuilles. Diese Beobachtung korrespondiert mit einer wachsenden Anzahl der dominanten Fälle bei steigendem Steuersatz. In jeder Steuerklasse befindet sich die gleiche Anzahl von Substitutionsportefeuilles, nämlich 270. Jeder der sechs in dieser Klassifizierung repräsentierten Anleger betrachtet 90 Anleihen und bildet jeweils Substitutionsportefeuilles aus den drei Substitutionspotentialen.

---

<sup>26</sup> Vgl. SCHAEFER (1982), S. 137 f.

Die Mittelwerte für  $D$  werden in einem Zwei-Stichproben-Test auf signifikante Unterscheidbarkeit getestet.

Tabelle 12: Ergebnisse für die Abhängigkeit der Differenz  $D$  von der Höhe des individuellen Steuersatzes

$s$	$D$ [Gesamtmarkt]	$D$ [DM-Inlandsmarkt]	$D$ [DM-Euromarkt]
0 %	0,88 (1,8537)	* 1,40 (2,4320)	** 2,80 (2,9508)
20 %	0,78 (1,6239)	1,07 (1,8630)	** 2,53 (2,6626)
30 %	0,55 (1,1502)	0,73 (1,2710)	* 2,28 (2,4021)
40 %	0,06 (0,1348)	0,18 (0,3148)	1,84 (1,9402)
50 %	-0,53 (-1,1169)	-0,58 (-1,0066)	1,17 (1,2357)
60 %	** -1,33 (-2,7780)	* -1,46 (-2,5407)	0,27 (0,2810)

Die Vergrößerung der Einstandspreisminderungen mit wachsendem Steuersatz ist an den Werten für  $D$  durchgängig abzulesen. Ein signifikanter Zusammenhang zeichnet sich im Gesamtmarkt jedoch nur für einen Steuersatz von  $s = 60$  % ab. Wegen des schmalen Substitutionspotentials und der damit verbundenen Duplikationsproblematik mit der Folge relativ teurer Portefeuilles können die Signifikanzen im DM-Euromarkt nicht als relevant betrachtet werden. Die Interpretation dazu lautet, daß am DM-Anleihemarkt anscheinend nur für die steuerlich am höchsten belasteten Privatanleger klare Verbesserungsmöglichkeiten für ihre Portefeuilles bestehen. In diesem Fall treten allerdings auch sehr deutliche Einstandspreisminderungen auf, die bereits im Durchschnitt 1,33 DM pro 100 DM erworbenen Nominalwert betragen.

Mit wachsendem Steuersatz ergeben sich also zunehmende Einstandspreisminderungen für Privatanleger. Für steuerbefreite Anleger zeigen sich allerdings nur sehr selten echte Ersparismöglichkeiten. Signifikante Zusammenhänge mit bestimmten Merkmalen von Anleihen existieren für diese Gruppe nicht. Steuerbefreite Investoren sehen eine vergleichsweise große Zahl von Anleihen als korrekt bewertet an, da das optimale Substitutionsportefeuille dabei jeweils einen höheren Preis als die Anleihe aufweist. Für steuerlich hoch belastete Anleger können dagegen häufigere und höhere Einstandspreissenkungen ermittelt werden. Sieht man vom hier nicht modellierbaren Einfluß institutioneller Anleger auf die Preisfindung ab, so sind diese Ergebnisse als Hinweis darauf interpretierbar, daß *steuerbefreite Anleger die Preise an den DM-Anleihemärkten bestimmen*.

### 3.5 Untersuchung des Einflusses der Zinssituation

Neben den gerade angestellten Untersuchungen bezüglich der Höhe des Kurses einer Anleihe als steuerlich maßgeblichem Merkmal erfolgt eine gesonderte Analyse zur Isolierung nicht-steuerlicher Einflüsse. Im Vergleich einer Hoch- und einer Niedrigzinsphase wird auf die Ausprägung eines Steuer-Klientel-Effektes bei Anleihen mit jeweils sehr niedrigen Kursen abgestellt. Die nachfolgenden Tabellen zeigen für die jeweils drei in beiden Phasen ausgewählten Zeitpunkte die Werte für die Differenz  $D$ , und zwar aggregiert aus den im jeweiligen Zeitpunkt betrachteten vier Anleihen mit jeweils den drei Substitutionspotentialen.

Tabelle 13: Höhe der Differenz  $D$  in der Hochzinsphase für die zinssituationsorientierte Untersuchung

$s$	3/1981	6/1981	9/1981	$\emptyset$
0 %	+0,69	+1,08	+0,33	+0,70
20 %	+1,58	+1,71	+0,97	+1,42
30 %	+2,01	+2,04	+1,28	+1,77
40 %	+2,44	+2,37	+1,61	+2,14
50 %	+2,87	+2,72	+1,89	+2,49
60 %	+3,28	+3,08	+2,01	+2,79
$\emptyset$	+2,14	+2,16	+1,35	+3,29

Tabelle 14: Höhe der Differenz  $D$  in der Niedrigzinsphase für die zinssituationsorientierte Untersuchung

$s$	8/1986	11/1986	2/1987	$\emptyset$
0 %	+3,49	+1,79	+2,30	+2,53
20 %	+4,17	+4,04	+4,04	+4,08
30 %	+4,50	+4,85	+4,84	+4,73
40 %	+4,55	+5,63	+5,46	+5,21
50 %	+5,20	+6,48	+6,05	+5,91
60 %	+5,35	+7,32	+6,58	+6,42
$\emptyset$	+4,54	+5,02	+4,88	+4,79

Die Anleihen mit minimalen Kursen in der Niedrigzinsphase zeigen stets deutlich höhere Werte für die Differenz  $D$  als in der Hochzinsphase. Dies gilt sowohl für den ganz rechts unten in den Tabellen stehenden Gesamtdurchschnitt als auch für die spaltenweisen Durchschnitte einzelner Monate sowie für die zeilenweisen Durchschnitte für bestimmte steuerlich abgegrenzte Klientelen. Für denselben Steuersatz ergibt sich zu jedem Zeitpunkt der Niedrigzinsphase ein höherer Wert für  $D$  als zu irgendeinem Zeitpunkt der Hochzinsphase. Die Interpretation dazu lautet, daß steuerliche Motive für die Zusammensetzung der Portefeuilles und damit für die Preis-

findung in Hochzinsphasen eine weniger bedeutsame Rolle spielen. Gegenüber der Niedrigzinsphase entstehen geringere Opportunitätskosten. Das Maß  $D$  für einen Steuer-Klientel-Effekt fällt zahlenmäßig kleiner aus. Auffällig ist noch, daß es sich ausschließlich um positive Werte handelt, also im Durchschnitt keine Einstandspreisreduzierungen möglich sind. Auch hier spielt wegen der Auswahl von sehr niedrigverzinslichen Anleihen der methodische Kuponeffekt eine Rolle.

Hypothese (4) kann nicht widerlegt werden. Wegen der geringen Anzahl der in diesem Teil verwendeten Anleihen und wegen des auf Grund der Auswahlkriterien mehrfachen Auftretens derselben Anleihen in der Betrachtung verschiedener Zeitpunkte wird auf eine Auswertung im oben verwendeten statistischen Rahmen verzichtet. Es existieren jedoch offensichtlich *zinssituationsabhängige* Einflüsse auf die Ausprägung von Steuer-Klientel-Effekten. Auf Grund der oben angestellten Überlegungen könnten hier nicht-steuerliche Motive der Spekulation auf Kursgewinne zum Tragen kommen. Eine Überprüfung dieser Vermutung gehört jedoch nicht zum Rahmen dieser Untersuchung.

#### 4. Zusammenfassung

In dieser Studie werden Steuer-Klientel-Effekte in ihrer *quantitativen* Ausprägung untersucht und auf Einflußfaktoren hin analysiert. Die Quantifizierung erfolgt durch Ermittlung der Differenz  $D$  aus dem Preis eines steuerlich optimalen Substitutionsportefeuilles und dem Marktpreis einer dadurch duplizierten Anleihe. Dieser Wert ist als *Opportunitätskosten* bei Erwerb einer Anleihe interpretierbar.

Die Ergebnisse für die Differenz  $D$  erreichen teilweise Größenordnungen von mehreren DM pro 100 DM erworbenen Nominalwert. Entsprechend den naheliegenden Vermutungen zeigt sich ein signifikanter Zusammenhang zwischen der Höhe eines Steuer-Klientel-Effektes und dem Kupon der betrachteten Anleihe. Dies gilt allerdings nicht im Hinblick auf steuerbefreite Anleger. Ein Zusammenhang zwischen einem Steuer-Klientel-Effekt und der Restlaufzeit liegt nicht vor. Der für den steuerlichen Vorteil maßgebliche Abstand des aktuellen Kurses auf pari besitzt dagegen nach den hier vorliegenden Resultaten wesentlichen Erklärungsgehalt für die Höhe eines Steuer-Klientel-Effektes, und zwar in stärkerem Maße als die Kuponhöhe.

Eine deutliche Abhängigkeit existiert darüber hinaus zwischen dem Ausmaß der potentiellen Ersparnis bei Erwerb des optimalen Substitutionsportefeuilles und dem individuellen *Steuersatz* des betrachteten Anlegers. Die mögliche Einstandspreisminderung ist c. p. um so größer, je höher der Grenzsteuersatz des Privatanlegers

liegt. Für die steuerlich am höchsten belasteten Anleger erreichen die rechnerischen Ersparnisse im Durchschnitt 1,33 DM, im Extremfall sogar bis zu 20 DM pro 100 DM erworbenen Nominalwert. Für steuerbefreite Anleger ergeben sich dagegen kaum Verbesserungsmöglichkeiten. Dies kann als Indiz dafür gewertet werden, daß die Preisfindung an den DM-Anleihemärkten im wesentlichen durch die mit *Steuerfreiheit kalkulierenden Anleger* beeinflusst.

## Literaturverzeichnis

- ANG, J. S./BLACKWELL, D. W./MEGGINSON, W. L. (1991): The Effect of Taxes on the Relative Valuation of Dividends and Capital Gains: Evidence from Dual-Class British Investment Trusts. *The Journal of Finance*, Vol. XLVI, S. 383-399.
- ARAK, M./GUENTNER, K. (1983): The Market for Tax-Exempt Issues: Why Are the Yields so High? *National Tax Journal*, Vol. 36, S. 145-161.
- BÜHLER, W./RASCH, ST. (1994a): Steuer-Klientel-Effekte an DM-Anleihemärkten. ZEW Discussion Paper, No. 94-09.
- BÜHLER, W./RASCH, ST. (1994b): Steuer-Klientels und optimale Emissionskonditionen für DM-Anleihen. Working Paper, Nr. 94-16, Universität Mannheim.
- BÜHLER, W./RASCH, ST. (1995): Steuer-Klientel-Effekte: Realität oder Illusion? ZEW Discussion Paper, No. 95-05.
- CONSTANTINIDES, G. M./INGERSOLL, J. E. jr. (1982): Optimal Bond Trading with Personal Tax: Implications for Bond Prices and Estimated Tax Brackets and Yield Curves. *The Journal of Finance*, Vol. XXXVII, S. 349-352.
- CONSTANTINIDES, G. M./INGERSOLL, J. E. jr. (1984): Optimal Bond Trading with Personal Taxes. *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, S. 299-335.
- EHRHARDT, M. C./JORDAN, J. V./PRISMAN, E. Z. (1992): Tests for Tax-Clientele and Tax-Option Effects in U.S. Treasury Bonds. Paper, Meeting der Financial Managers Association 1989, revidiert im Februar 1992.
- HODGES, S. D./SCHAEFER, S. M. (1977): A Model for Bond Portfolio Improvement. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 12, S. 243-260.
- KATZ, E./PRISMAN, E. Z. (1991): Arbitrage, Clientele Effects, and the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 26, S. 435-443.

- KOCHIN, L. A./PARKS, R. W. (1988): Was the Tax-Exempt Bond Market Inefficient or Were Future Expected Tax Rates Negative? *The Journal of Finance*, Vol. XLIII, S. 913-931.
- POTERBA, J. M. (1986): Explaining the Yield Spread between Taxable and Tax-Exempt Bonds: The Role of Expected Tax Policy. In: ROSEN, H. S.: *Studies in State and Local Public Finance*. Chicago, hier: S. 5-49.
- PRISMAN, E. Z./TIAN, Y. (1992): An Empirical Investigation of Tax Effects in the Canadian Bond Market. Paper, Faculty of Administrative Studies, York University, Toronto.
- RONN, E. I. (1987): A New Linear Programming Approach to Bond Portfolio Management. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, S. 439-466.
- RONN, E. I./SHIN, Y. (1992): Tax Effects in U.S. Government Bond Markets: The Tax Reform Acts of 1984 and 1986. Paper, 19th Annual Meeting der European Finance Association, Lissabon.
- SCHAEFER, S. M. (1982): Tax-Induced Clientele Effects in the Market for British Government Securities. *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, S. 121-159.